

## リスクシェアリングとしての基礎年金：

### 長生きのリスク、所得変動リスク

宮里尚三

日本大学 経済学部 専任講師

#### 1. はじめに

先進国の多くの国で確定拠出型あるいは所得比例型の年金制度への改革が模索されている。それらの年金制度が模索されるのは世代間格差の是正がその背景にある。個人の拠出した保険料がすべて年金給付として返ってくるのであれば世代間格差に関する不満が解消させるからである。確定拠出型の公的年金制度をいち早く導入したのは、スウェーデンである。スウェーデンの新年金制度はみなし確定拠出年金制度と呼ばれており、拠出と給付のリンクが非常に強い年金制度である。一方、我が国も2004年に年金制度の改革が行われた。我が国の新年金制度はスウェーデンの新年金制度といくつかの類似点を持っている。類似点を挙げれば、保険料水準の固定、年金財政の健全性を保つための仕組みなどである。固定された保険料の水準は我が国では18.3%、スウェーデンでは18.5%である。また、スウェーデンでは自動均衡機能と呼ばれる給付調整機能が導入されている一方で我が国ではマクロ・スライドと呼ばれる給付調整機能が導入されている。その調整機能は、平均余命が延びたり、少子化等により労働力が減少したりした場合など年金給付の削減を行い年金財政の健全性を保つ仕組みである。しかしながら、拠出の給付の一対一対応に関して両制度は異なる。スウェーデンではみなし確定拠出年金制度の創設により原則として拠出した分は給付として返ってくる制度になっている。一方、我が国の2004年改革では拠出の給付の一対一対応に関しては、明確な制度改正はなかった。

世代間格差の是正という観点からは拠出と給付の一対一対応や完全な所得比例型の年金制度は非常に魅力的である。しかし世代内の格差も考慮した場合、それらの制度では老後の給付水準が個人によって大きく異なる。さらに長生きのリスクに対して、それらの年金制度は確定給付型の年金制度よりリスク回避機能は劣るであろう。したがって、完全な所得比例型の年金制度が伝統的な確定給付型の年金制度より社会厚生を高めるか分からない。

本稿では、拠出と給付の一対一対応あるいは完全な所得比例型の年金制度に着目して考察を行う。本稿の構成は第2章でスウェーデンの年金改革の概要について述べ、第3章で

モデルの説明をし、第4章でシミュレーションを行う。そして第5章でまとめを述べる。

## 2. スウェーデンの年金改革

少子高齢、寿命の伸び、持続的な高い経済成長率を望めない、といったことが先進各国の共通の問題となる中、スウェーデンは1999年に公的年金制度を大幅に改革した。スウェーデンの新年金制度は大きく分けて2つの部分より構成されている。一方は賦課方式で運営されているみなし(概念上の)確定拠出年金制度(NDC: Notional Defined Contribution)と呼ばれる部分と、もう一方は積立方式運営されているプレミアム年金(Premium Pension)と呼ばれる部分で構成されている。NDC制度への保険料は16%、プレミアム年金への保険料は2.5%、トータルで18.5%となっている。NDC制度は賦課方式であるため保険料は基本的には退職世代に対して財源が使われることになる。一方、プレミアム年金は個人勘定に資産が蓄積してくようになっていく。プレミアム年金制度の利回りは市場の利回りということになるが、NDC制度の利回りは賃金成長率が利回りに用いられることになる。

さて、スウェーデンの新年金制度の大きな特徴は、やはり賦課方式でありながら確定拠出型の制度と言われているNDC制度の部分であろう。NDCにおける年金給付は経済変動と平均余命に併せて調整される仕組みになっている。新規裁定時の年金給付額は次のように決められる。

$$\text{新規裁定時の年金給付額} = \text{みなし年金資産} \div \text{年金除数}$$

個人は、NDCに16%の保険料を支払うが、その保険料があたかも個人の資産のように蓄積されたとするのである。また蓄積されたとみなされる資産は名目賃金上昇率をみなし運用利回りとして年金資産額を計算することになる。計算されたみなし年金資産を年金除数(annuitization divisor)と呼ばれる値で割ることで新規裁定時の年金給付額が決まる。年金除数には平均余命などが考慮されている。スウェーデンのNDC制度では個人の保険料拠出はみなし年金資産に蓄積されるため、原則的には拠出と給付が一対一に対応している。スウェーデンではNDCという拠出と給付の一対一対応を原則とした年金制度へ変更することにより世代間格差の是正を試みたのである<sup>1</sup>。

スウェーデンの新年金制度は所得比例年金部分と最低保障年金部分に分けられているのも大きな特徴である。所得比例部分は完全に拠出した額とリンクする形で給付が行われるのに対し、最低保障年金は所得比例部分だけでは年金額が少ない人のための年金だと言え

---

<sup>1</sup> スウェーデンの年金改革の背景には世代内の不公平の解消も大きな要因だと言われている。旧制度は年金受給額の算定ベースが生涯賃金ではなく、賃金の高かった15年間の賃金(15年ルール)に置かれていた。また、満額年金の受給要件が30年拠出(30年ルール)となっていた。そのようなルールがあったため、例えば同じ勤労期間であっても、年齢別賃金カーブの傾きが急な人ほど多くの年金受給額を得ることができたのである。そのような世代内の不公平を解消するために拠出に結びついた給付への制度変更を支持する声が高かったと言われている。以上の点はPalmer(2000)やPalmer(2002)を参照のこと。

る。また、その財源は保険料ではなく税で行われているのも大きな特徴である。また、最低保障年金部分は所得比例部分が増加すれば、最低保障年金額が低下する仕組みとなっている。仮に所得比例部分がゼロの場合、単身の年金受給者なら 2.13 price base amounts が得られ、同居している受給者なら 1.9 price base amounts が得られることになっている。Price base amounts は最低保障年金を計算するときに用いられる指数で 2002 年時点では 1 price base amount は 37,900 クローナ（1 クローナが約 15 円と換算して計算すると、1 price base amount は 56 万 8,500 円である<sup>2)</sup>）となっている。所得比例年金と最低保障年金の関係を図に示したのが図 1 である。

ここで、最低保障年金の詳しい減額率を示すと次のとおりである。(1)単身のケース 0 ~ 1.26 price base amounts : 100%、1.26 ~ 3.07 price base amounts : 48%。(2)同居のケース 0 ~ 1.14 price base amounts : 100%、1.14 ~ 2.72 price base amounts : 48%

最低保障年金制度は 65 歳以上でスウェーデン居住者に対して給付が可能となっている。満額の最低保障年金を受給するためには 40 年間、スウェーデンに居住していることが原則となっている。期間は 25 歳よりカウントされることになっている。また、居住期間に比例して満額の最低保障年金額は減額されることになっている。

#### [図 1 挿入]

スウェーデンの年金改革では年金財政の健全性を保つために、自動均衡機能 (Automatic Balance Mechanism) を導入したことも特徴的である。自動均衡機能を簡単に言うと、出生率低下による被保険者数の減、積立金の利回りの実質的減等により年金財政が悪化した場合に給付額が調整される仕組みである。自動均衡機能は公的年金の資産より債務が上回った場合に発動され、給付の調整が行われる。

スウェーデンの年金制度は所得比例年金部分と最低保障年金部分に分けられているのも特徴的である。所得比例部分は拠出した額と完全にリンクする形で給付が行われるのに対し、最低保障年金は所得比例部分だけでは年金額が少ない人のための年金だと言える。また、その財源は保険料ではなく税で賄われているのも大きな特徴である。また、最低保障年金部分は所得比例部分が増加すれば、最低保障年金額が低下する仕組みとなっている。

ここではごく簡単にスウェーデンの年金制度の概要<sup>3)</sup>について述べたが、以下の分析においては特に拠出と給付の一対一対応という観点に着目して分析を行うことにする。

<sup>2)</sup> 2006 年 11 月 27 日時点の 1 クローナは 16.84 円である。

<sup>3)</sup> スウェーデンの年金制度のより詳しい解説は National Social Insurance Board in Sweden. (2002) や Settergren, O. (2001) を参照のこと。

### 3. モデル

本稿では世代重複モデルを用いて分析を行う。ただし、本稿では労働生産性を確率的に扱うことにより世代内の異質性をモデルに組み込み分析を行う。公的年金の拠出と給付を強く結びつける年金制度は、必然的に世代内の再分配機能を低下させる。世代内の再分配機能の低下がどのように影響を及ぼすかを分析するにあたり、世代内の異質性を組み込んだモデルを用いることは有益である<sup>4</sup>。また、本稿では長生きのリスクも考慮するために生存確率も考慮に入れたモデルを用いる。

#### 3. 1. 家計

個々人の消費や労働に対する選好は同一と仮定するが、労働生産性の実現値が個々人によって異なるため世代内の異質性が発生する。個人は  $N$  歳まで生存し、寿命に関する不確実性はないものとする。また、ここでは遺産動機はないと仮定するので、遺産は発生しない。各個人の  $i$  期の生存確率を  $\pi_i$ 、消費を  $c_i$ 、労働を  $l_i$  として各個人の効用関数は次のように表わせる。

$$E \left[ \sum_{i=1}^N \beta^{i-1} \pi_i u(c_i, l_i) \right] \quad (1)$$

と表わせる。ここで  $\beta$  は時間選好率を表わしている。また、瞬時的効用関数は相対的危険回避度一定を仮定する。

$$u(c_i, l_i) = \left[ \left( c_i^{1-\frac{1}{\zeta}} + (h^{\max} - l_i)^{1-\frac{1}{\zeta}} \right)^{\frac{1}{1-\frac{1}{\zeta}}} \right]^{1-\frac{1}{\gamma}} / \left( 1 - \frac{1}{\gamma} \right) \quad (2)$$

ここで、 $\gamma$  は相対的危険回避度を表わすパラメータ、 $\zeta$  は消費と余暇の代替の弾力性を表わすパラメータである。また  $h^{\max}$  は個人が労働や余暇に使える最大の時間を表わしている。

各個人には年齢と固有ショック  $z_i$  に依存する労働生産性  $e_i$  が各期に賦与される。労働生産性の固有ショックは各個人に対して同じ確率法則に従っている一方で、実現値は各個人によって異なる。ここでは、労働生産性  $e_i$  の対数は以下のマルコフ過程に従うものとする。

---

<sup>4</sup> 異質性を考慮した分析は Huggett (1996) や İmrohorođlu, İmrohorođlu and Joines (1995) で行われている。ただし、上記の分析では労働供給が外生的に扱われているのに対し、今回の分析では労働供給を内生化した分析を行う。また日本においては宮崎 (1999)、宮里 (2006)、山田 (2006) などがある。

$$z_i = \rho z_{i-1} + \varepsilon \quad (3)$$

ここで、 $\log e_i = z_i$ である。また  $\rho$  は自己相関係数を表し  $0 \leq \rho \leq 1$  である。なお、 $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$  に従う。労働生産性  $e_i$  は退職までは平均 1 で正の値をとり対数正規分布に従うが、退職後は 0 になるものとする。労働生産性の固有ショックは、個人レベルでは労働生産性についての不確実性に直面するが、マクロ的には不確実性が存在しないことを意味する。

年金給付額を  $b_i$ 、年金保険料を  $\tau$  とすると、個人の予算制約式は (4) 式のように表わすことができる。

$$c_i + a_{i+1} = (1+r)a_i + (1-\tau)e_i w l_i + b_i \quad (4)$$

$$c_i > 0, l^{\max} \geq l_i \geq 0, a_i \geq -w, a_N \geq 0, a_1 = a_{N+1} = 0$$

ここで、 $l^{\max}$  は最大限とりうる労働時間である<sup>5</sup>。また  $a_i$  は個人の各期の資産である。さらに  $r$  は利子率、 $w$  は賃金率を示している。 $a_i \geq -w$  は平均賃金の 1 年分までを借金をすることが出来ることを意味している。しかし、 $a_N \geq 0$  を仮定することで、借金を残して死なないことになる。 $a_1 = a_{N+1} = 0$  の仮定より、個人は経済に参加する時点では資産を持たない。また、資産を残さずに経済から退出することになる。

年金給付についてももう少し詳しく述べる。本稿における年金制度は年金保険料が固定されたモデルを考えている。賦課方式の場合、年金保険料が固定されると年金財政の均衡式から所得代替率（給付乗率）が内生化する。したがって、本稿のモデルでは年金財政の調整は所得代替率で行われることになる。さて、次に年金給付の方法を述べる。まず、一つ目として  $i$  期での年金給付額  $b_i$  は経済全体の平均賃金に所得代替率  $\kappa$  をかける方法である。これを給付算定方式 1 とする。この給付額算定の方法は基礎年金部分を表現していると考えられる。このケースにおける年金給付額  $b_i$  は

$$b_i = \begin{cases} 0 & \text{if } i = 1, \dots, R \\ \kappa w & \text{if } i = R+1, \dots, N \end{cases} \quad (5)$$

となる。次に二つ目として、個人の過去の平均労働生産性を  $\bar{e}_i$ 、として、年金給付額  $b_i$  は

$$b_i = \begin{cases} 0 & \text{if } i = 1, \dots, R \\ \kappa \bar{e}_i w & \text{if } i = R+1, \dots, N \end{cases} \quad (6)$$

<sup>5</sup> 実際のシミュレーション分析では、最大限とりうる労働時間  $l^{\max}$  は個人が労働や余暇に使える最大の時間  $h^{\max}$  の 2/3 に設定している。

として与えられる。この方法を給付算定方式 2 とする。これは、所得比例型の年金制度を表している。本稿では、基礎年金部分に焦点をしばり分析を行うことにする。つまり、過去の賃金とリンクしていない基礎年金部分を所得比例型にした場合の分析を行う。

以上の枠組みで個人の最適化問題を考える。個人の意思決定問題は次の動的計画法で定式化できる。

$$V_i(x_i) = \max_{a_{i+1}, l_i} \left\{ u(c_i, l_i) + \beta E \left[ \frac{\pi_{i+1}}{\pi_i} V_{i+1}(x_{i+1}) \middle| e_i \right] \right\} \quad (7)$$

制約条件；(4) 式

ここで、年金給付算定方式がケース 1 の場合、 $i$  期の状態変数は  $x_i = (a_i, e_i)$ 、ケース 2 の場合、 $x_i = (a_i, e_i, \bar{e}_i)$  が  $i$  期の状態変数となる。また、 $N+1$  期の状態評価関数  $V_{N+1}(x_{N+1}) = 0$  と仮定する。 $V_{N+1}(x_{N+1}) = 0$  とすることにより、バックワード・インダクションを用いて解を近似的に得ることができる<sup>6</sup>。

### 3. 2. 生産関数

生産関数はコブダグラス型の生産関数を考える。集計された総生産量、総資本投入量、創労働投入量を  $Y$ 、 $K$ 、 $L$  とすれば、生産関数は次のように表わせる。

$$Y = AK^\alpha L^{1-\alpha} \quad (8)$$

ここで、 $A$  は全要素生産性、 $\alpha$  は資本分配率を表わしている。また各期における資本減耗率は  $\delta$  で表わす。完全競争のものと利子率  $r$  と賃金率  $w$  は

$$r = \alpha A (K/L)^{\alpha-1} - \delta \quad (9)$$

$$w = (1 - \alpha) A (K/L)^\alpha \quad (10)$$

となる。

### 3. 3. 市場均衡

<sup>6</sup> 解析的にモデルを解くことが困難であるため、数値計算を行う。本稿における数値計算は宮崎 (1999) を元に、労働供給を内生化し、生存確率を考慮する形で分析を行っている。また本稿は宮里 (2006) で行われてシミュレーション分析を基本に、公的年金で重要な生存確率を考慮して分析を行っている。

ここで、定常状態を定義するが、その前に状態変数の確率分布について述べる。年金給付算定方法がケース 1 の場合、第  $i$  世代の状態変数は  $(a_i, e_i)$  であり、ケース 2 の場合、第  $i$  世代の状態変数は  $(a_i, e_i, \bar{e}_i)$  である。状態変数  $x_i$  のとりうる集合を  $\mathbf{X}_i$  とし、測度空間を  $(\mathbf{X}_i, \mathcal{?}(\mathbf{X}_i), \psi_i)$  とする。ここで、 $\mathcal{?}(\mathbf{X}_i)$  はボレル集合体であり、 $\psi_i$  は  $B \in \mathcal{?}(\mathbf{X}_i)$  上の確率測度である。また、

$$\sum_{i=1}^N \psi_i(\mathbf{X}_i) = 1 \quad (11)$$

という基準化のもと、第  $i$  世代が  $B \in \mathcal{?}(\mathbf{X}_i)$  にある確率は  $\psi_i(B)/\psi_i(\mathbf{X}_i)$  となる。ここで、 $P_i(x_i, B)$  を第  $i$  世代の状態が  $x_i \in \mathbf{X}_i$  で与えられたときに、次に状態  $B$  になる確率とすると、 $\psi_i$  は次の式で推移する。

$$\psi_{i+1}(B) = \int_{\mathbf{X}_i} P_i(x_i, B) d\psi_i \quad (12)$$

以上点に留意して、定常均衡を次のように定義する。

定義： 定常均衡は、 $(\{c_i(x_i)\}_{i=1}^N, \{l_i(x_i)\}_{i=1}^R, a_1, a_{N+1}, \{a_{i+1}(x_i)\}_{i=1}^{N-1}, \{e_i\}_{i=1}^N, \{b_i\}_{i=1}^N, w, r, K, L, \kappa, \{\psi_i\}_{i=1}^N)$  で以下の 5 つの条件を満たすものである。

1.  $\{c_i(x_i)\}_{i=1}^N, \{l_i(x_i)\}_{i=1}^R, a_1, a_{N+1}, \{a_{i+1}(x_i)\}_{i=1}^{N-1}$  が最適化問題を解くことによって得られている。
2. 完全競争下で要素価格  $(r, w)$  が決まっている。(9) 式、(10) 式
3. 財市場、資本市場、労働市場が均衡している。

$$\sum_{i=1}^N \int_{\mathbf{X}_i} (c_i(x_i) + a_{i+1}(x_i)) d\psi_i = AK^\alpha L^{1-\alpha} + (1-\delta)K \quad (\text{財市場均衡式})$$

$$\sum_{i=1}^N \int_{\mathbf{X}_i} a_{i+1}(x_i) d\psi_i = K \quad (\text{資本市場均衡式})$$

$$\sum_{i=1}^N l_i \int_{\mathbf{X}_i} e_i d\psi_i = L \quad (\text{労働市場均衡式})$$

4. 各世代の状態変数の確率分布は個人の最適化行動と整合的であり、(11)式と (12) 式を満たす。
5. 年金財政が均衡している。

$$rw \sum_{i=1}^R l_i \int_{x_i} e_i d\psi_i = \sum_{i=R+1}^N \int_{x_i} b_i d\psi_i \quad (13)$$

## 4. シミュレーション

### 4. 1. パラメータ

ここではパラメータを特定化しモデルの数値計算を行う。表 1 にパラメータの値をまとめている。まず、資本分比率  $\alpha$ 、時間選好率  $\beta$ 、資本減耗率  $\delta$  は Cooly and Prescott (1995) にしたがって  $\alpha=0.4$ 、 $\beta=0.947$ 、 $\delta=0.048$  と設定する。相対的危険回避度のパラメータは  $\gamma=0.5$ 、余暇と消費の代替の弾力性  $\zeta=0.9$  に設定する。次に全要素生産性  $A=1.1$  とする。固有ショックに関しては Storesletten, Telmer, and Yaron (2004) にしたがって、持続性のパラメータ  $\rho=0.95$ 、固有ショックの分散を表わす  $\sigma=0.17$  と設定した。ここで設定した固有ショックの分散を表す値はアメリカのデータをもとにしたものである。我が国とアメリカの所得変動を比較した場合、我が国のほうが所得変動は低いと予想されるため、 $\sigma=0.10$  の場合もシミュレーション分析を行う。また、個人の生存期間  $N=60$  と設定し、労働期間  $R=40$  と設定する。生存確率は国立社会保障・人口問題研究所 (2004) の生命表の値を用いる。また、今回の人口成長率は 0 として分析を行う。以上の設定のもと、シミュレーション分析を行う<sup>7</sup>。

[表 1 挿入]

### 4. 2. シミュレーション結果

本稿の分析では、公的年金制度を、完全な所得比例型の制度へ変更した場合に、どのような影響があるかを分析することが目的である。わが国の厚生年金には報酬比例部分があるため、従前所得が反映されている部分もある。しかしながら、基礎年金に関しては従前所得とは関係なく定額に給付が行われる。本稿の分析では、この基礎年金を完全な所得比例型に変更した場合に、どのような影響があるかをシミュレーション分析する。

まず、基礎年金部分に焦点をあてることにするが、現在のわが国の厚生年金におけるモデル世帯の給付額は 238,125 円である。そのうち基礎年金が 134,034 円 (67,017 円×2) なので、基礎年金が占める割合は 56.3%となる。本稿では年金保険料を固定するモデルを前提にしている。2004 年の改革では 2017 年以降に年金保険料を 18.3%に固定されることになった<sup>8</sup>。今回の分析では、まず 18.3%のうちの 56.3%を基礎年金部分の保険料と考える。

<sup>7</sup> 数値計算の手順について述べると、まず、[Step 1]  $K$ 、 $L$ 、 $\kappa$ を推測する。[Step 2]  $r$ 、 $w$  を (9)、(10) 式より求める。[Step 3] バックワード・インダクションを用いて (7) 式の最適化問題を解くことにより  $\{c_i(x_i)\}_{i=1}^N$ 、 $\{l_i(x_i)\}_{i=1}^R$ 、 $a_1$ 、 $a_{N+1}$ 、 $\{a_{i+1}(x_i)\}_{i=1}^{N-1}$ を得る。[Step 4] Step 3 で計算した値をもとに  $K$ 、 $L$ 、 $\kappa$ を計算する。[Step 5] Step 1 と Step4 がほぼ等しくなるまで、Step 1 での推測を更新する。以上の Step を繰り返し得られた値を定常均衡としている。

<sup>8</sup> 2017 年までは毎年 0.345%ポイント上昇させることになっている。



つまり  $18.3\% \times \text{基礎年金部部分 (56.3\%)} \cong 10\%$  を年金保険料として分析を行う。

[表 2 挿入]

シミュレーション結果は表 2 にまとめられている。まず基準ケースを見ることにする。基準ケースとは給付算定方式 1 で定額給付のケースである。数値計算では資本が 5.5963、労働 0.7795、利子率 6.37%、賃金率 1.4045 となった。また、厚生水準の比較を行うために、社会厚生を (14) 式にしたがって求めることにする。基準ケースにおける社会厚生は -94.7265 となった。

$$W = \sum_{i=1}^N \int_{x_i} \beta^{i-1} \pi_i u(c_i(x_i, l_i)) d\psi_i \quad (14)$$

次に給付算定方式 2 のケースを見る。このケースでは資本 5.8、労働 0.7855、利子率 6.13%、賃金率 1.425 となった。基準ケースに比べ資本が増加する結果となった。一方で給付算定方式 2 のもとでの社会厚生は基準ケースより低い -95.0553 となった。給付算定方式 2 の場合、従前所得が給付水準に反映されるため、高所得者の生涯所得が増加する。それが高所得者の貯蓄の増加をもたらし、その結果、資本が増加したと考えられる。しかし給付算定方式 2 の場合、年金給付水準に世代内の再分配的要素がなくなるため、所得変動のリスクが大きくなり、社会厚生水準は基準ケースより低くなったと考えられる。

次に公的年金の完全民営化、あるいは完全な積み立て型の年金制度へと変更したケースをみる (年金保険料  $\tau=0$ )。このケースでは資本 6.1617、労働 0.7915、利子率 5.74%、賃金率 1.4602 となった。基準ケース (給付算定方式 1)、給付算定方式 2 のいずれのケースよりも資本が高くなっている。また、社会厚生水準は -89.846 と最も高くなっている。このケースでは所得変動のリスクが高まることによる厚生水準の低下より、貯蓄の増加による資本の蓄積による厚生水準の上昇の効果が上回ったと考えられる。

[表 3 挿入]

我が国とアメリカの所得変動を比較した場合、我が国のほうが所得変動は低いと予想されるため、 $\sigma=0.10$  の場合もシミュレーション分析を行った (表 3 参照)。シミュレーションの結果は固有ショックの分散が高い場合でも低い場合でも本質的な違いはない。つまり、給付算定方式 2 のケースは基準ケースより資本が高くなるが、逆に社会厚生水準は基準ケースより低くなった。

[表 4 挿入]

#### [表 5 挿入]

また、参考として年金保険料を 18.3%にした場合についてもシミュレーションしてみた（表 4、表 5 参照）。この場合、資本、労働ともに基準ケースより給付算定方式 2 のケースが大きくなる結果となった。また年金保険料率 10%の場合と比べると、資本の上昇の度合いは年金保険料 18.3%の下でのほうが大きくなることを見てとれる。社会厚生水準についても先ほどの結果と同じく給付算定方式 2 のほうが基準ケースより下回る結果となった。この結果は固有ショックの分散が低いケース（ $\sigma=0.10$ ）でも本質的に変わらない。

#### 4. 3. 長生きのリスクを考慮しないシミュレーション

本稿では長生きのリスクも考慮して分析を行うことが大きな目的であるが、長生きのリスクを考慮せずに行ったシミュレーション分析の結果も示しておく。まず基準ケースを見ることにする。基準ケースとは前節のシミュレーションと同じように、給付算定方式が定額のケースで、年金保険料が 10%の場合である。数値計算では資本が 6.588、労働 0.77、利子率 6.3%、賃金率 1.651 となった。次に給付算定方式 2 のケースを見る。このケースでは資本 6.764、労働 0.779、利子率 6.1%、賃金率 1.671 となった。基準ケースに比べ資本と労働が増加する結果となった。しかし、一方で社会厚生では基準ケースより低い 571.932 となった。給付算定方式 2 の場合、従前所得が給付水準に反映されるため、労働供給のインセンティブが基準ケースよりも高くなる。そのため、労働が増加し、その結果、資本も高まったと考えられる。しかし年金給付水準に世代内の再分配的要素がなくなったため、所得変動のリスクが大きくなり、社会厚生水準では基準ケースより低くなったと考えられる。以上の結論は長生きのリスクを考慮しない前節のシミュレーションと同じものとなっている。

次に公的年金の完全民営化、あるいは完全な積み立て型の年金制度へと変更したケースをみる（年金保険料  $\tau=0$ ）。このケースでは資本 7.831、労働 0.788、利子率 5.2%、賃金率 1.768 となった。基準ケース（給付算定方式 1）、給付算定方式 2 のいずれのケースよりも資本、労働が高くなっている。また、社会厚生水準は 533.131 と最も高くなっている。このケースでは所得変動のリスクが高まることによる厚生水準の低下より、貯蓄の増加による資本の蓄積や労働の増加を通じた生涯所得の増加による厚生水準の上昇の効果が上回るといえる。

#### [表 6 挿入]

長生きのリスクを考慮した場合と考慮しない場合、いずれの場合も年金保険料を 0 にした場合が社会厚生が最も高く、次に社会厚生が高いのは定額給付の場合であり、最も低いのは完全な所得比例の場合となった。長生きのリスクを考慮した場合、年金制度はより社

会厚生を高める方向に作用する。今回のシミュレーションでは長生きのリスクを考慮した分析も行ったが長生きのリスクを考慮しても年金保険料が 0 の場合が最も社会厚生が高いという結論は変わらなかった。この結果は資本蓄積の効果が大きいことを意味する。とはいえ、実際には年金保険料を 0 にするとすでに退職している人々の年金がなくなってしまう。社会保険料を 0 にする場合、その人々の厚生損失も考慮しなければいけないが、現在の分析はその点を含めた分析とはなっていない。この点は今後、分析の改善が必要となる点である。

## 5. まとめ

本稿では、所得比例型の年金制度に着目して考察を行った。世代間格差の是正という観点からは完全な所得比例型あるいは拠出と給付の一対一対応の年金制度は非常に魅力的である。しかし世代内の格差や長生きのリスクも考慮した場合、完全な所得比例型の年金制度が伝統的な確定給付型の年金制度より社会厚生を高めるかは不確かである。本稿では従前所得が反映されない定額給付の基礎年金部分を完全な所得比例型に変更した場合のシミュレーションを行った。シミュレーションの結果からは、完全な所得比例型は定額給付より社会厚生が低くなることになった。我が国においても公的年金制度の所得比例部分を高めた年金制度への改革が模索されるようになってきているが、シミュレーションの結果から完全な所得比例型の年金制度は社会厚生を低下させる可能性がある。世代間格差を解消するために、今後、所得比例部分を高める改革が進むことは予想されるが、人々の厚生を過度に引き下げないため、最低保障年金が重要になるであろう。

最後に最低保障年金を考える際の問題点を触れることにする。最低保障年金は通常、所得比例型の年金と組み合わせて導入されることが多い。所得比例型の年金だけでは現役時に低所得であった人は退職後もその低い給付水準に陥ってしまうのを防ぐ目的が最低保障年金にはある。ここで重要となるはどの水準まで最低保障年金で年金給付額のかさ上げをするかである。我が国の公的年金制度で最低保障年金の役割に近いのは基礎年金であるが、現状では基礎年金の給付額は標準的な生活保護の水準よりも低い。2004 年のデータでは基礎年金の給付額は 67,017 円（一人あたり）であるのに対し、単身高齢世帯の標準的な生活保護の給付額は 80,820 円となっている。最低保証年金の水準として現行の基礎年金の水準に設定する場合、この数字からも分かるように生活保護の水準を下回ることになる。それでは、どの水準が最低保証年金として適切かということが今後の議論として重要になるであろう。最低保証年金の適切な水準については、今後の精緻な分析が望まれるところである。

## 参考文献

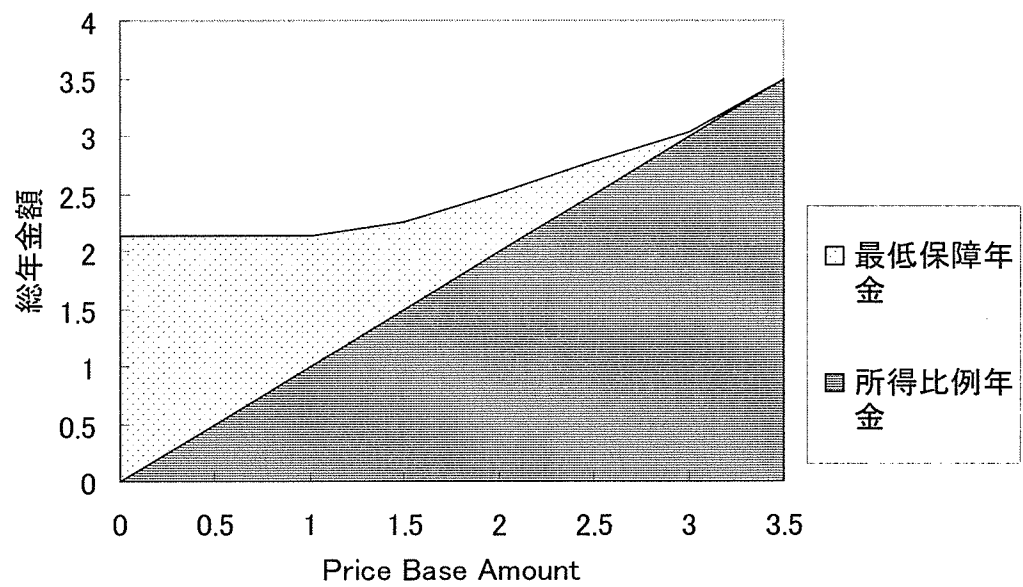
高山憲之（2004）『信頼と安心の年金改革』、東洋経済

国立社会保障・人口問題研究所（2002）『日本の将来推計人口－平成 14 年 1 月推計－』、厚

生統計協会発行

- 宮崎憲治 (1999) 「世代内不平等を考慮に入れた OLG モデルによる年金に関するシミュレーション分析」 未定稿論文
- 宮里尚三 (2006) 「世代内の異質性を考慮した年金改革の分析—スウェーデンの年金改革を背景として」、『季刊社会保障研究』、Vol.42、No.1、pp.59-65.
- 山田知明 (2006) 「賦課方式公的年金による所得再分配政策が資産格差に与える影響について」、『日本経済研究』、No.55、pp.59-78.
- Cooley, T. J. and E. Prescott. (1995) “Economic Growth and Business Cycles, in T.J. Cooley (ed), *Frontiers of Business Cycle Research*, Princeton University Press.
- Government Office of Sweden. (2002). *National Strategy Report on Future of Pension System –Sweden*.
- Huggett, H. (1996) “Wealth Distribution in Life-Cycle Economics” *Journal of Monetary Economics*, 38, pp.469-494.
- İmrohoroğlu, A., S. İmrohoroğlu and D.H. Joines. (1995) “A Life Cycle Analysis of Social Security” *Economic Theory*, 6, 8.-114.
- National Social Insurance Board in Sweden. (2002) *The Swedish Pension System – Annual Report 2001*.
- Palmer, Edward. (2000). *Swedish Pension Reform Model: Framework and Issues*. National Social Insurance Board in Sweden.
- Palmer, Edward. (2002). “Swedish Pension Reform: How Did It Evolve, and What Does It Mean for the Future?” In *Social Security Pension Reform in Europe*, ed. Martin Feldstein and Horst Siebert. pp.171-210. The University of Chicago Press.
- Settergren, Ole. (2001). “The Automatic Balance Mechanism of the Swedish Pension System”. National Social Insurance Board in Sweden.
- Storesletten, K., C.I. Telmer and A. Yaron. (2004) “Cyclical Dynamics in Idiosyncratic Labor-Market Risk”. *Journal of Political Economy*, 112, pp.659-717.

図1 最低保証年金（単身のケース）



出所：Government Office of Sweden (2002) National Strategy Report on the Future of Pension Systems - Sweden

表 1. パラメータ

時間選好率	$\beta$	0.947
危険回避度	$\gamma$	0.5
余暇と消費の代替の弾力性	$\xi$	0.9
持続性のパラメータ	$\rho$	0.95
固有ショックの分散を表わすパラメータ	$\sigma$	0.17 or 0.10
資本労働比率	$\alpha$	0.4
資本減耗率	$\delta$	0.048
全要素生産性	A	1.1
生存確率	$\pi$	生命表の値より (注1)

注1: 生命表の値は国立社会保障・人口問題研究所(2002)を用いている。

表 2. シミュレーション結果

		基準ケース(給付算定方式1) 年金保険料 $\tau=10\%$ $\sigma=0.17$	給付算定方式2	年金保険料 $\tau=0\%$ $\sigma=0.17$
資本	K	5.5963	5.8	6.1617
労働	L	0.77958	0.78558	0.79152
利子率	r	0.0637	0.0613	0.0574
賃金率	w	1.4045	1.425	1.4602
社会厚生	W	-94.726524	-95.05536	-89.846031

表 3. シミュレーション結果 (所得変動リスクが低いケース)

		基準ケース(給付算定方式1) 年金保険料 $\tau=10\%$ $\sigma=0.10$	給付算定方式2	年金保険料 $\tau=0\%$ $\sigma=0.10$
資本	K	5.1455	5.2251	5.5419
労働	L	0.79044	0.7908	0.80166
利子率	r	0.0693	0.0683	0.0643
賃金率	w	1.3595	1.3669	1.3997
社会厚生	W	-92.8772	-93.31524	-88.141212

表 4. シミュレーション結果（保険料、所得変動リスクが高いケース）

		基準ケース(給付算定方式1)	給付算定方式2
		年金保険料 $\tau=18.3\%$	
		$\sigma=0.17$	
資本	K	5.0667	5.5078
労働	L	0.75978	0.77256
利子率	r	0.0703	0.0648
賃金率	w	1.3515	1.3954
社会厚生	W	-99.8053	-100.211

表 5. シミュレーション結果（保険料が高く、所得変動リスクが低いケース）

		基準ケース(給付算定方式1)	給付算定方式2
		年金保険料 $\tau=18.3\%$	
		$\sigma=0.10$	
資本	K	4.7896	4.9585
労働	L	0.77034	0.77298
利子率	r	0.0745	0.0713
賃金率	w	1.3204	1.3441
社会厚生	W	-97.822891	-98.395843

表 6. 長生きのリスクを考慮しないシミュレーション結果

		基準ケース(給付算定方式1)	給付算定方式2	
		年金保険料 $\tau=10\%$		年金保険料 $\tau=0\%$
		$\sigma=0.17$		$\sigma=0.17$
資本	K	6.588	6.794	7.831
労働	L	0.770	0.779	0.788
利子率	r	0.063	0.061	0.052
賃金率	w	1.651	1.671	1.768
社会厚生	W	-552.103	-571.932	-533.131

高齢者福祉の展開と介護保険の経済的便益  
— 高齢者福祉財政における費用便益分析の応用 —

主任研究者 金子能宏 国立社会保障・人口問題研究所 社会保障応用分析研究部 部長  
分担研究者 佐藤雅代 北海道大学公共政策大学院 特任助教授

研究要旨

社会保障財政における税財源は、従来から高齢者の福祉予算においても活用されてきた。しかし、その税財源が高齢者福祉や介護保険を通じて社会的便益をどのように生じさせているかを、推計し、費用対効果を視点に考察することは、これまで必ずしも十分に話されてきていない。本研究では、高齢者福祉の展開を、日本の高齢者世帯の推移、高齢者の暮らしが困難になった場合に不可欠な老人ホームの展開、国民健康保険と高齢者医療制度、介護保険の導入を踏まえて、社会的入院と対比した場合の介護保険の経済便益と介護保険による家族の負担軽減効果を推計した。具体的には、費用便益分析の視点から、それぞれ社会的入院費用と比べた場合の介護保険の経済便益、介護によって就労できないことのお金費用を考慮した場合の介護保険導入による負担軽減効果を推計した。

A 研究目的

社会保障財政における税財源が高齢者福祉や介護保険を通じて社会的便益をどのように生じさせているかを推計し、費用対効果を視点に考察する。

B 研究方法

高齢者福祉の展開を、日本の高齢者世帯の推移、高齢者の暮らしが困難になった場合に不可欠な老人ホームの展開、国民健康保険と高齢者医療制度、介護保険の導入を踏まえて、  
①社会的入院と対比した場合の介護保険の経済便益（費用軽減効果）と②介護保険による家族の負担軽減効果を推計した。

①については、介護老人福祉施設、老人保健施設、介護療養型医療施設の3種類を単純に

合計した総額(A)を用い、入院費用の推計には、「社会医療診療行為別調査」と「患者調査」とを組み合わせて、70歳以上の平均入院費用を用いて推計した。

②については、「平成12年介護サービス世帯調査」(2002)では、要介護度別、世帯構造別の割合が示す表(本稿では省略)が唯一あり、「平成16年介護保険事業状況報告」(2004)に示された居宅サービスの全受給者数から、単身世帯数を引き、それを家族構成類型別に、介護サービス提供により、介護者の家族の賃金収入の恩恵を得ることの可能な世帯別居宅サービス受給者数を得ることができる。次に「平成16年賃金構造基本調査」(2004)により、原則的には配偶者または子(主として娘)のパートタイム賃金を計算して、各世帯類型別要



介護別に、もし介護サービスが安易に得られて家族介護者の収入機会(パートタイム労働)の拡大を通じて得た便益を、介護保険による家族の負担軽減効果として推計した。

#### C 研究結果

70歳以上の高齢者について、仮に社会的入院が続いていたとし、現在の介護施設在者数が仮に入院していたとする場合、入院費用と比べた介護施設の費用軽減効果について推計した結果、70歳以上平均入総費用(食事療養費を含む)は4兆8840億円(月額4070億円)、同(食事療養費を含まない)は4兆5288億円(月額3774億円)、さらに入院費のみ(社会的入院費及び食事療養費を含まない)は3兆4716億円(月額2893億円)となり、介護施設費用と各々の差額(月額)は各々、1457億円、1161億円、280億円と推計される。

次に、介護施設を使わず在宅介護サービスを要介護者にも中程度から十度まで多様である実態を、家族構成を類型別に見て推計した結果を合わせると、2004年度における介護保険による居宅介護世帯の経済的便益(家族介護者の収入機会拡大を通じた便益)の合計は、2兆1037億円と推計される。

#### D 考察

介護施設の費用軽減効果は、あくまで介護施設を利用している高齢者(70歳以上)が仮に入院し、1年間入院した費用よりも、介護施設の経費が割安であり、年額では各々、1兆7484億円、1兆3932億円、3360億円の負担軽減となることを示している。介護保険による居宅介護世帯の経済的便益(家族介護者の収入機会拡大を通じた便益)の合計は、2兆1037億円は、平成16年度の居宅介護給付

費(予算額)2兆7060億円の約8割(78%)に相当する。

#### E 結論

社会的入院と対比した場合の介護保険の経済便益と介護保険による家族の負担軽減効果は高齢者に対する医療・介護予算の規模と比べて遜色ない大きさであり、またそれらの波及効果は国民経済的に見ても重要なものであることが理解できる。高齢者の社会保障財政において、税財源の活用は社会的便益の点から見て根拠のあるものであり、社会保障の持続的発展のために適切な規模を維持していくべきであると考えられる。

F 健康危険情報 なし

#### G 研究発表

1. 論文発表 なし
2. 学会発表 なし

#### H 知的所有権の出願・登録状況

1. 特許取得 なし
2. 実用新案登録 なし
3. その他 なし

## 高齢者福祉の展開と介護保険の経済的便益\*

－高齢者福祉財政における費用便益分析の応用－

金子能宏 国立社会保障・人口問題研究所 社会保障応用分析研究部 部長

佐藤雅代 北海道大学公共政策大学院特任助教授

### 1. はじめに

高齢者が健康な暮らしをしていくためには、暮らしていく場所と暮らしの糧となる所得保障制度、及び健康を守る医療制度と介護が必要となった場合の介護サービス等が必要となる。第2次世界大戦後、日本の高齢者福祉は、これらの側面のうち、まず高齢者が独立して暮らしていくことが困難になった場合に、生活保護の対象となった上で、高齢者が措置される生活保護法(1948年成立)に基づく養護施設の整備として始まった。その後、厚生年金法(1954年)、国民健康保険法(1958年)、及び国民年金法(1959年)が成立し、国民皆保険・皆年金が実現した。これにより、高齢者は国民健康保険によって医療費の3割を自己負担すれば医療サービスが受けられ、公的年金によって引退後の所得保障がなされる社会保障の枠組みができあがった。しかし、高齢者が子世代から独立して暮らしを立てていくためには、皆年金が始まったばかりの1960年代の年金給付水準は十分ではなく、1973年以降の年金給付水準の引き上げと物価スライド制の導入を待たなければならなかった。他方、高度経済成長期以降、社会保険医療の普及と生活水準全般の向上から平均余命が伸び、また地方から都市への若年者(子世代)の労働移動が続いたため、独居老人やねたきり老人などの福祉問題が発生し、高齢者福祉をいわゆる低所得者対策と切り離し、独立した制度とすることが求められるようになった。

そこで、昭和38年(1963年)には老人福祉法が制定され、特別養護老人ホームや老人家庭奉仕者(ホームヘルパー)の派遣などが規定された。しかし当時は例えば特別養護老人ホームへの入所に際しても低所得者が優先されることが多く、老人ホームへの入居を待つ高齢者が増大するという問題が生じ、老人ホームの供給を増やす施策がその後とられた。

高齢者の一人当たり医療費は、若年世代のその数倍となっている。そのため、平均余命の伸びと高齢者数の増加は、高齢者の医療費を加速度的に増加させる。国民健康保険は、自営業者・農林水産漁業者や企業の健康保険に含まれない人々と引退した高齢者を被保険者とするものであるが、就業構造の変化から自営業者・農林水産漁業者が減少し、非保険

---

\* 本稿の作成に当たり、一橋大学大学院経済学研究科(日本学術振興会特別研究員)の何立新女史の協力を得た。記してお礼申し上げたい。

者に占める高齢者の割合が増加し、財政赤字が顕在化した。この問題を解決するため、健康保険と国民健康保険それぞれから出す拠出金と国庫負担とによって賄われる高齢者を対象とする医療保険制度として、老人保険制度が導入された。

老人保険制度の導入により高齢者が医療機関を低負担で利用できる環境が整ったが、そのため高齢者が要介護状態で入院を続けることを余儀なくされる社会的入院が問題化した。また、平均余命の伸びは、とくに後期高齢者の増加とこの年齢層に占める要介護者の割合の増加につながり、高齢者介護を医療制度と分けて実施する制度の必要性を高めた。その結果、日本ではドイツの介護保険制度を参考に、現金給付を含めないなど独自の側面をもつ介護保険制度が導入された。

本稿では、以上のような高齢者福祉の展開を、(1)日本の高齢者世帯の推移、(2)高齢者の暮らしが困難になった場合に不可欠な老人ホームの展開、(3)国民健康保険と高齢者医療制度の導入を踏まえて、(4)社会的入院と対比した場合の介護保険の経済便益と介護保険による家族の負担軽減効果を推計する。具体的には、費用便益分析の視点から、それぞれ社会的入院費用と比べた場合の介護保険の経済便益、介護によって就労できないことの機会費用を考慮した場合の介護保険導入による負担軽減効果を推計する。

## 2. 日本の人口構造の変化と高齢者福祉のニーズの変化

日本の65歳以上の高齢人口は、1950年に総人口の4.9%、万人であり、1960年代の後半までおよそ5%前後の水準で推移していたが、1970年の「国勢調査」において65歳以上人口の割合が初めて7%以上となり、この時期以降、我が国の高齢化が本格的に進み始めた(表1)。1985年には65歳以上人口の割合が10%を超え、2004年には総人口の17.3%、2192万人に達した(表1)。さらに、平成14年将来推計人口(国立社会保障・人口問題研究所)によれば、2025年には総人口の28%、3473万人に、そして2050年には33.1%、3586万人に達すると推計されている。

表1 老年人口と日本経済に関連する指標の推移

	総人口(千人)	65歳以上人口(千人)	65歳以上人口割合(%)	平均寿命(男)	平均寿命(女)	労働力人口(万人)	国内総生産＝国内総支出(名目)(10億)	経済成長率(%)＝名目GDP対前年変化
1955	89310	4747	5.32	62.44	66.58	4230	8628	11.00
1960	93419	5350	5.73	65.32	70.19	4511	16010	21.38
1965	98275	6181	6.29	67.74	72.92	4787	32866	23.83
1970	103720	7331	7.07	69.31	74.66	5153	73345	17.86
1975	111940	8869	7.92	71.73	76.89	5323	148327	10.49
1980	117060	10653	9.10	73.35	78.76	5650	243235	9.79
1985	121049	12472	10.30	74.78	80.48	5963	325792	6.87
1990	123611	14928	12.08	75.92	81.9	6384	441915	7.89
1995	125570	18277	14.56	76.38	82.85	6666	497739	1.20
2000	126920	22041	17.37	77.72	84.6	6776	513478	0.18
2004	126930	21919	17.27	78.64	85.59	6642	505427	0.75
2005	127760							

注1) 2004年の平均余命は平成16年簡易生命表(厚生労働省)による。

それ以前は完全生命表(厚生労働省)に基づく人口統計資料集(国立社会保障・人口問題研究所)による。

注2) 2005年の総人口は、2005年12月の「2005年国勢調査－結果の概要－」による。

出所 『人口統計資料集』(国立社会保障・人口問題研究所)、『労働力調査年報』(総務省統計局)、『国勢調査』(総務省統計局)、『国民経済計算年報』(内閣府社会経済総合研究所)より筆者作成

1960年代後半以降に老年人口の割合が上昇した背景には、出生率の低下のみならず、平均余命の伸びがある。表1に見られるように、1960年の男女の平均余命はそれぞれ65歳と70歳であったが、1970年にはそれぞれ69歳と75歳となり、1985年には女性の平均余命が80歳以上となった。2000年には男女の平均余命はそれぞれ77歳と85歳となり、2004年の簡易生命表によれば、平均余命の伸びは小さくなったが男女ともに伸びて、それぞれ79歳と86歳に達している。

このように平均余命が伸びたため、1970年代以降、人口に占める高齢者の割合の上昇に加えて、核家族化の進展のもとで世帯に占める高齢者のみ世帯の割合も増加した。表2に見られるように、世帯総数に占める65歳以上の者のみの世帯の割合は、1975年は15%であったが、1985年には23.1%になり、1995年には34.4%へ上昇し、2004年には44%に達している。これに対して、3世代世帯(世帯主を中心とした直系三代以上の世帯)の割合は減少を続けている。1975年には総世帯の54.4%が3世代世帯であったが、1985年には45%、1995年には33%へと減少し、2004年には21.9%まで低下している。

高齢者のみの世帯が増えた背景には、平均余命の伸びという人口学的要因に加えて、就業構造の変化と年金制度の影響がある。高度経済成長時代には、就業者に占める第2次産業の割合が増加し、地方の学卒者は集団就職によって4大工業地帯(東京・横浜・千葉、大阪・神戸、名古屋・豊田、北九州・福岡)に労働移動し、そこで結婚・出産などを経て核家族を形成するようになった一方、地方では高齢化が進み、高齢者世帯の割合が増加した。安定成長時代以降も、第3次産業の割合が増加し、情報基盤の整った都市部がより多くの雇用機会を創出するため、若年者の都市部への労働移動の傾向が続いた。同時に、晩婚化・未婚化が若年者の間で進んだため、世帯総数に占める単身世帯の割合が増加し、夫